

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2004-04

Un Modelo de Pronósticos de la Formación Bruta de Capital Privada de México

Alejandro Pérez López Elguézabal
Banco de México

Septiembre de 2004

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Un Modelo de Pronósticos de la Formación Bruta de Capital Privada de México¹

Alejandro Pérez López Elguézabal ²
Banco de México

Abstract

This paper develops an econometric model of private investment for Mexico to perform forecasts on this variable. The hypotheses for firm investment dynamics considered in the present document are derived from different variants of a model of intertemporal optimization. In the empirical section, cointegration techniques and error correction models are used. The sample considers quarterly data from the first quarter of 1980 to the third quarter of 2002. According to these models, private investment depends positively on output, and negatively on the real exchange rate and public investment. Forecasts are presented in terms of both point estimates and confidence intervals. In most cases, the confidence band around the forecast includes the observed value of the forecasted variable.

Keywords: Private Investment, Intertemporal Optimization, Investment with Adjustment Costs, Investment Forecasts.

JEL Classification: E22, E23, E27.

Resumen

En este artículo se desarrolla un modelo econométrico de la inversión privada en México con el propósito de efectuar pronósticos de esta variable. Las hipótesis que se consideran en este trabajo para la dinámica de la inversión se derivan de diferentes variantes de un modelo de optimización intertemporal de la empresa. En la parte empírica se aplican las técnicas de cointegración y de modelos de corrección de error. La muestra abarca del primer trimestre de 1980 al tercer trimestre de 2002. Según estos modelos, la inversión privada depende positivamente del producto y negativamente del tipo de cambio real y de la inversión pública. Los pronósticos se presentan en forma de estimaciones puntuales e intervalos de confianza. En la amplia mayoría de los casos, la banda de confianza alrededor del pronóstico incluye al valor observado de la variable pronosticada.

Palabras Clave: Inversión Privada, Optimización Intertemporal, Inversión con Costos de Ajuste, Pronósticos de Inversión.

¹Se agradecen los comentarios de los participantes del Seminario de la Dirección de Estudios Económicos del Banco de México, en especial al Dr. Daniel Garcés, al Lic. Jorge Herrera, al Dr. Daniel Chiquiar y a la Dra. Lorenza Martínez. También se agradece la ayuda de Ma. del Rosario Cortés Bravo, Eduardo Cabal y Meney de la Peza en la elaboración y edición de este documento.

²Dirección General de Investigación Económica.

1. INTRODUCCIÓN

La formación bruta de capital privada o inversión privada en México ha constituido en promedio 13.5% del PIB en los últimos veintidós años, en cambio el consumo privado ha representado 70.2% del PIB durante el mismo periodo. A pesar de la disparidad de tamaño de estos dos componentes del gasto, el impacto de la variabilidad de la inversión privada sobre la demanda agregada es muy similar al impacto correspondiente del consumo privado. De hecho, la desviación estándar del cociente inversión privada a PIB es 2.8%, mientras que la del cociente consumo privado a PIB es 2.5%. Así, cualquier ejercicio de programación macroeconómica debe dar un papel importante al comportamiento de la inversión privada, más que por el tamaño de ésta, por su variabilidad.

En este artículo se desarrolla un modelo econométrico de la inversión privada de México, construido con el propósito de efectuar pronósticos de esta variable.

Inicialmente, se presenta el marco teórico utilizado para generar hipótesis acerca de la inversión privada. Así, en la sección 2, se repasa el modelo neoclásico de la inversión y el modelo del acelerador. En la sección 3, se plantean dos modelos de optimización intertemporal con costos de ajuste. En el primer modelo se maximizan beneficios a través del tiempo y se deriva una función inversión que depende del precio del producto y de los precios de los insumos. Y en el segundo se minimizan costos a través del tiempo sujetos a la función producción y se obtiene una función inversión que depende del producto y de los precios de los insumos. Posteriormente, en la sección 4, se formula la teoría Q de Tobin de la inversión. En la sección 5, se replantea la maximización intertemporal de beneficios introduciendo el impuesto sobre la renta de las empresas con el objeto de derivar el correspondiente costo de uso del capital. También, en la sección 6, se considera un modelo con racionamiento de crédito, según el cual con información imperfecta, un aumento del crédito tiene un efecto expansivo sobre la inversión privada. En la sección 7, se formula un modelo donde la inversión pública puede desplazar a la inversión privada. Por último, en la sección 8, se recogen todas las hipótesis derivadas del marco teórico.

Las hipótesis que se consideran en este trabajo para la dinámica de la inversión se derivan de diferentes interpretaciones, variantes o extensiones de un modelo de optimización intertemporal de la empresa. Adicionalmente, se presenta que al introducir información imperfecta en el mercado de capitales y por ende de racionamiento de crédito, se obtiene que la inversión depende del nivel de financiamiento. Cabe mencionar, que este último resultado no se deriva del modelo de optimización intertemporal.

En la parte empírica se aplican las técnicas de cointegración y de modelos de corrección de error. El marco de referencia estadístico se presenta en la sección 9, en el cual se discuten tanto el método econométrico utilizado en la estimación de los modelos de corrección de error como el criterio de información de Akaike aplicado para seleccionar modelos de regresión. En la sección 10, se definen empíricamente las variables y luego se efectúan pruebas de raíz unitaria a cada una de ellas, con el objeto de establecer si son estacionarias o no. A continuación, en la sección 11, se presentan las estimaciones de los coeficientes de largo plazo o de cointegración derivadas de los modelos de corrección de error, así como

sus respectivos errores estándar. Los signos de estos coeficientes permiten efectuar la interpretación económica de los modelos empíricos. En la sección 12, se muestran las estimaciones de los modelos de corrección de error. Tales modelos inicialmente incluyen a todas las variables que se juzga relevantes, pero gradualmente se van eliminando variables, por medio del criterio de información de Akaike, hasta llegar a una representación econométrica parsimoniosa del proceso de inversión privada. Al final del procedimiento de selección quedan dos modelos de corrección de error, que de acuerdo al análisis presentado, se consideran los “mejores”. Según estos modelos, la inversión privada depende positivamente del producto, negativamente del tipo de cambio real y negativamente de la inversión pública. En la sección 13, los dos modelos de corrección de error elegidos forman la base sobre la cual se calculan pronósticos ex-post de la inversión privada. Se presentan no sólo los pronósticos puntuales sino también sus respectivos intervalos de confianza, para un horizonte de pronóstico de cuatro trimestres. Finalmente, las conclusiones aparecen en la sección 14.

2. EL MODELO NEOCLÁSICO DE LA INVERSIÓN Y EL MODELO DEL ACELERADOR (ABEL (1990))

Como resultado del surgimiento de la teoría keynesiana, de los años mil novecientos cincuenta en adelante, se iniciaron diversos programas de investigación en macroeconomía con al menos dos finalidades. En primer lugar, se hizo un gran esfuerzo por dotar de fundamentos microeconómicos sólidos a conceptos tales como la función consumo, la función inversión y la demanda de dinero. En segundo lugar, se buscó tener una representación cuantitativa de dichos conceptos por medio de estimaciones econométricas de las ecuaciones teóricas.

Así, en lo que concierne a la función inversión, el problema se planteó en sus inicios ya sea como una maximización intertemporal de beneficios sin costos de ajuste (Jorgenson (1963)) o como una minimización intertemporal de costos sin costos de ajuste (Chenery (1952)). Según estos modelos, la cantidad demandada de capital es una función creciente en el nivel de producción y decreciente en el costo de uso del capital. No obstante, lo que se obtiene de estos modelos sin costo de ajuste es la demanda estática de capital y no la función inversión.

En el modelo neoclásico, para llevar a cabo estimaciones econométricas, se tuvo que recurrir a un esquema ad-hoc, al postular exógenamente un mecanismo de ajuste gradual del stock de capital a su nivel deseado. Así, según Jorgenson, la ecuación de inversión es

$$I_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i [k_{t-i}^d - k_{t-1-i}^d] + \delta k_t \quad (1)$$

donde I es la inversión, las α_i representan coeficientes de ajuste, k^d es la demanda de capital y δ es la tasa de depreciación. A partir de esta ecuación y de las propiedades de la demanda de capital se procedió, en aquella época, a la estimación econométrica.

El modelo de la inversión llamado del acelerador es un caso especial y muy popular del modelo neoclásico de la inversión, en el cual se ignoran los efectos del costo de uso del capital sobre la inversión. Concretamente, se supone que la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital es cero. Lo cual implica que la demanda o stock deseado de capital es simplemente proporcional al producto. Al conjuntar este supuesto simplificador con el mecanismo de ajuste del stock de capital, la ecuación de la inversión resulta ser un rezago distribuido de los cambios del producto, es decir

$$I_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i [q_{t-i} - q_{t-1-i}] + \delta k_t \quad (2)$$

donde q es el producto. La popularidad del modelo del acelerador se ha debido a que los efectos del producto sobre la inversión son bastante más fáciles de estimar que los correspondientes efectos del costo de uso del capital.

3. EL MODELO DE LA FUNCIÓN INVERSIÓN

Eisner y Strotz (1963) fueron los primeros en introducir costos de ajuste en la formulación de la decisión de inversión. Al incorporar costos de ajuste en el problema de optimización intertemporal es posible obtener una función inversión genuina, es decir, generar una demanda flujo que representa las variaciones deseadas del stock de capital.

En esta sección se presenta la derivación de dos tipos de función inversión, la que surge de maximizar beneficios a través del tiempo, y la que se obtiene de minimizar costos también a través del tiempo.

3.1 Supuestos y Notación

Los dos modelos que se presentan en esta sección comparten los siguientes supuestos. Los modelos se formulan en tiempo continuo. Las optimizaciones se llevan a cabo sobre un horizonte infinito de tiempo. Ambos modelos se plantean y se resuelven utilizando métodos de cálculo de variaciones. No se introducen restricciones de no-negatividad sobre la inversión, de manera que la empresa puede retirar los bienes de capital y venderlos en el mercado. La función producción es de rendimientos constantes a escala y débilmente cóncava en sus argumentos. El costo de ajuste es cuadrático en la inversión neta. Por último, la empresa es competitiva en los mercados del producto, de los insumos y de capitales.

La notación es la siguiente

q	=	Producto
l	=	Trabajo
k	=	Capital
P	=	Precio nominal del producto
W	=	Salario nominal
J	=	Precio Nominal del capital
R	=	Tasa de interés nominal
E	=	Tipo de cambio nominal
δ	=	Tasa de depreciación
$q=f(l,k)$	=	Función producción
k'	=	Inversión neta
$k'+\delta k$	=	Inversión bruta
$(1/2)ck'^2$	=	Costo de ajuste donde $c>0$

3.2 Maximización Intertemporal de Beneficios

Se tiene una empresa competitiva que maximiza el valor presente de los beneficios que incluyen el costo de ajuste. Dicho de otra manera, la empresa maximiza el valor de la empresa dado el stock inicial de capital, es decir

$$\max \int_0^{+\infty} e^{-Rt} [Pf(l, k) - Wl - J(k' + \delta k) - (1/2)Jck'^2] dt$$

dado $k(0) = k_0$

Para resolver este problema de maximización intertemporal, se utilizan técnicas de cálculo de variaciones (Hadley y Kemp (1971)). Así, se define la siguiente función

$$F(k, k', t) = e^{-Rt} [Pf(l, k) - Wl - J(k' + \delta k) - (1/2)Jck'^2]$$

Nótese que la función F es estrictamente cóncava en (k, k') .

Las condiciones de primer orden, en términos de la función F , para resolver este problema son

$$F_l = 0 \tag{3}$$

$$F_k = \frac{d}{dt} F_{k'} \tag{4}$$

$$k(0) = k_0 \quad y \quad \lim_{t \rightarrow +\infty} e^{-Rt} Pf_k k = 0 \tag{5}$$

La ecuación (3) indica simplemente la condición de maximización estática con respecto al trabajo. En cambio, la ecuación (4) es la ecuación de Euler necesaria para la maximización dinámica con respecto al capital.

Calculando las expresiones (3) y (4) se obtienen las siguientes condiciones

$$Pf_l = W \quad (6)$$

$$Jck'' - (R - J'/J)Jck' + Pf_k = (R + \delta - J'/J)J \quad (7)$$

La ecuación (6) señala que, en el óptimo, el valor del producto marginal del trabajo iguala al salario, mientras que la expresión en (7) es una ecuación diferencial ordinaria de segundo orden cuya solución para k describe la trayectoria óptima del stock de capital.

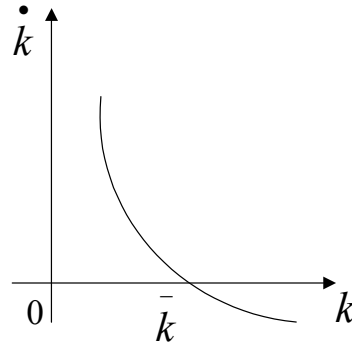
En este problema q, l y k son variables endógenas. En tanto que los parámetros P, W, J y $R + \delta - J'/J$ son exógenos.

Dado que la función F es estrictamente cóncava en (k, k') , existe una solución única $k^*(t)$ del problema de maximización. La inversión óptima se puede representar por medio de una ecuación diferencial de primer orden

$$k' = h(k; W/P, J/P, R + \delta - J'/J) \quad (8)$$

que es la función inversión en general (fuera y en el “steady – state”). La gráfica 1 presenta el diagrama de fase de la ecuación (8)

GRAFICA 1
Diagrama de Fase de la Función Inversión
Que Maximiza Beneficios



En el estado estacionario el stock de capital toma un valor constante \bar{k} y las siguientes ecuaciones se cumplen

$$\begin{aligned} Pf_l &= W \\ Pf_k &= (R + \delta - J' / J)J \\ \lim_{t \rightarrow +\infty} e^{-Rt} P f_k \bar{k} &= 0 \end{aligned}$$

Ecuaciones que muestran que en el “steady-state” el valor del producto marginal del capital iguala al costo de uso del capital, y que la condición de transversalidad se cumple.

La función inversión (8) depende de dos precios relativos y de una tasa de interés real, a los cuales se les puede dar una interpretación económica diversa, según la naturaleza (comerciable, no-comerciable, exportable, importable) del producto y los insumos. A continuación se especifican algunos ejemplos.

Primer ejemplo. Si se supone que el producto y el trabajo son bienes no-comerciables y que el capital es un bien importable, se tiene entonces lo siguiente²

$$W_{mex} / P_{mex} = \text{Salario Real en términos del bien no-comerciable}$$

$$E J_{eu} / P_{mex} = \text{Tipo de cambio real}$$

Segundo ejemplo. Ahora se supone que el trabajo es un bien no-comerciable, el producto es un bien exportable y el capital es un bien importable, de manera que en este caso

$$W_{mex} / E P_{eu} = \text{Salario real en términos del bien exportable}(1/ \text{tipo de cambio real})$$

$$E J_{en} / E P_{eu} = J_{eu} / P_{eu} = 1/ \text{términos de intercambio}$$

Tercer ejemplo. Los supuestos son que la paridad de tasas de interés se cumple, es decir

$$R_{mex} = R_{eu} + E' / E$$

y que el capital es un bien importable, de manera que la variación del precio interno del capital es

$$J'_{eu} / J_{eu} + E' / E$$

En estas circunstancias, el costo de uso del capital que enfrenta la empresa es

$$R_{eu} + E' / E + \delta - J'_{eu} / J_{eu} - E' / E = R_{eu} + \delta - J'_{eu} / J_{eu}$$

² El subíndice *mex* indica que se trata de un precio interno y el subíndice *eu* indica que se trata de un precio externo.

que es la tasa de interés real de Estados Unidos. Nótese que el costo de uso del capital de una empresa en México puede ser la tasa de interés real de Estados Unidos aún cuando esta empresa no se endeude en el extranjero o en dólares.

Cuarto ejemplo. En este caso simplemente se supone que el capital es un bien no-comercializable. Entonces, el costo de uso del capital de la empresa es

$$R_{mex} + \delta - J'_{mex} / J_{mex}$$

es decir, la tasa de interés real interna o de México.

3.2 Minimización Intertemporal de Costos

El problema de la inversión óptima también se puede plantear como una minimización de costos restringida. De manera que, las variaciones en la inversión al variar los precios sólo reflejen el efecto sustitución. Así, en esta subsección, se supone que la empresa minimiza el valor presente de los costos, que incluyen el costo de ajuste, sujeta a que el nivel de producción tome un valor constante. Es decir,

$$\min \int_0^{+\infty} e^{-Rt} [Wl + J(k' + \delta k) + (1/2)Jck'^2] dt$$

$$s.a. f(l, k) = q \quad \text{dado } k(0) = k_0$$

Matemáticamente, este problema es un poco más general que el de la subsección anterior, debido a que existe una restricción sobre la variable de estado k . No obstante, la técnica del cálculo de variaciones se puede extender para tratar este caso, utilizando la siguiente función (Lagrangiano)³

$$L(k, k', t) = e^{-Rt} [Wl + J(k' + \delta k) + (1/2)Jck'^2] \\ + e^{-Rt} \lambda [q - f(l, k)]$$

Las condiciones de primer orden para resolver este problema son

$$L_l = 0 \tag{9}$$

$$L_k = \frac{d}{dt} L_{k'} \tag{10}$$

$$q = f(l, k) \tag{11}$$

$$k(0) = k_0 \quad y \quad \lim_{t \rightarrow +\infty} e^{-Rt} \lambda f_k k = 0 \tag{12}$$

³ Ver Hadley y Kemp (1971)

La ecuación (9) es la condición estática de minimización con respecto al trabajo. En (12) se expresa la condición dinámica de minimización con respecto al capital, la cual es la ecuación de Euler. La expresión en (11) es la restricción, que indica que l y k se mueven a lo largo de una isocuanta. Y por último, las ecuaciones en (14) son las condiciones de frontera.

Calculando (9) y (10) se obtienen

$$\lambda f_l = W \quad (13)$$

$$Jck'' - (R - J'/J)Jck' + \lambda f_k = (R + \delta - J'/J)J \quad (14)$$

La ecuación (13) muestra que en el óptimo, el producto marginal del trabajo valuado con el precio sombra del producto iguala al salario. Mientras que la expresión en (14) es una ecuación diferencial ordinaria de segundo orden cuya solución es la trayectoria óptima del stock de capital. En este problema, las variables endógenas son λ, l y k . En tanto que los parámetros q, W, J y $R + \delta - J'/J$ son exógenos.

Se supone que existe una solución única al problema de minimización intertemporal restringida $k^*(t)$. Así, la función inversión en general (fuera y en el “steady-state”) se representa por medio de la siguiente ecuación diferencial

$$k' = g(k; q, J/W, R + \delta - J'/J) \quad (15)$$

Se puede construir para la función inversión en (15) un diagrama de fase similar al que aparece en la gráfica 1.

Las siguientes ecuaciones indican que, en el “steady-state”, el cociente de productos marginales iguala al cociente de precios relativos de los factores, y que la condición de transversalidad se cumple.

$$\bar{\lambda} f_l = W$$

$$\bar{\lambda} f_k = (R + \delta - J'/J)$$

$$q = f(l, k)$$

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} e^{-Rt} \bar{\lambda} f_k \bar{k} = 0$$

La función inversión $k' = g(k; q, J/W, R + \delta - J'/J)$ depende del producto, de un precio relativo y de una tasa de interés real. Para interpretar al precio relativo considere el siguiente ejemplo

Quinto ejemplo. Si el trabajo es un bien no-comerciable y el capital es un bien importable entonces

$E J_{eu} / W_{mex} = 1 / \text{salario real en términos del bien importable (tipo de cambio real)}$.

De manera similar al modelo anterior, el costo de uso del capital se puede interpretar como la tasa de interés real de Estados Unidos o de México, dependiendo de los supuestos que se hagan.

4. LA TEORÍA Q DE LA INVERSIÓN

Una teoría de la inversión alternativa, y además consistente con la maximización intertemporal de beneficios con costos de ajuste, es la teoría Q de la inversión de Tobin (1969)

Por definición

$$Q = \frac{\text{Valor de mercado de la empresa}}{\text{Costo de remplazo del stock de capital}}$$

La variable Q se interpreta de la manera siguiente. Si $Q > 1$, es decir, si una unidad adicional de capital instalado aumenta más el valor de mercado de la empresa que el costo de adquisición del capital, entonces, un productor que maximice el valor de la empresa debe adquirir tal unidad e instalarla.

Así, la inversión es una función creciente de Q . Además, en muchos casos, Q es una variable cuantitativa observable.

5. IMPUESTO SOBRE LA RENTA DE LAS EMPRESAS E INVERSIÓN

Es bien sabido que el impuesto sobre la renta de las empresas afecta la decisión de inversión (Hall y Jorgenson (1967)).

Para calcular el costo de uso del capital en la presencia de un impuesto sobre la renta, considere la siguiente notación y supuestos

τ = Tasa del impuesto sobre la renta de las empresas (“corporate tax rate”)

z = Depreciación deducible de impuestos

$z = \int_0^{\infty} e^{-Rt} D(x) dx$ donde x es la edad del activo y $0 < z < 1$.

$1 - \tau z$ = Costo neto de un peso gastado en bienes de inversión

Al juntar los supuestos anteriores con los de la subsección 3.2, es posible calcular los beneficios después de impuestos, los cuales están dados por la expresión siguiente

$$(1 - \tau) [Pf(l, k) - Wl - (1/2)Jck'^2] - (1 - \tau z)J(k' + \delta k)$$

Si se maximiza el valor de la empresa, tomando como beneficios la formula anterior, el costo de uso del capital en la presencia de un impuesto sobre la renta resulta ser

$$[(1 - \tau z)/(1 - \tau)](R + \delta - J'/J)$$

El cociente $(1 - \tau z)/(1 - \tau)$ es creciente en τ , de manera que mientras mayor sea el impuesto sobre la renta de las empresas, mayor es el costo de uso del capital, y presumiblemente menor es la inversión.

6. RACIONAMIENTO DE CRÉDITO E INVERSIÓN (JAFÉ Y STIGLITZ (1990))

Si existe un mercado perfecto de capitales en la economía, y en particular, si existe información perfecta acerca de los prospectos de inversión, se logrará un equilibrio en el mercado sin racionamiento de crédito. En consecuencia, ninguna empresa deseará pedir un crédito adicional a la tasa de interés prevaleciente en el mercado. La inversión física llevada a cabo por cada empresa no dependerá de otra característica del mercado de capitales que no sea la tasa de interés (real).

La situación es muy diferente si existe información imperfecta en el mercado de capitales. Ya que en este caso, un aumento exógeno del crédito, aun cuando la tasa de interés no varíe, tendrá un efecto expansivo sobre la inversión. Como se demuestra en esta sección.

6.1 Supuestos y Notación

Sea x el resultado del proyecto de inversión de una empresa. Se supone que hay dos resultados posibles, que son

$$x^a = \text{Resultado alto}$$

$$x^b = \text{Resultado bajo}$$

Las probabilidades de ocurrencia de estos dos resultados son respectivamente P^a y P^b , las cuales cumplen con la condición $P^a + P^b = 1$.

Un contrato de crédito con un banco especifica lo siguiente

$$B = \text{Monto del préstamo}$$

r = Tasa de interés prometida

de manera que

$(1 + r)B$ = Repago prometido

Se supone adicionalmente que

$$x^b < (1 + r)B < x^a$$

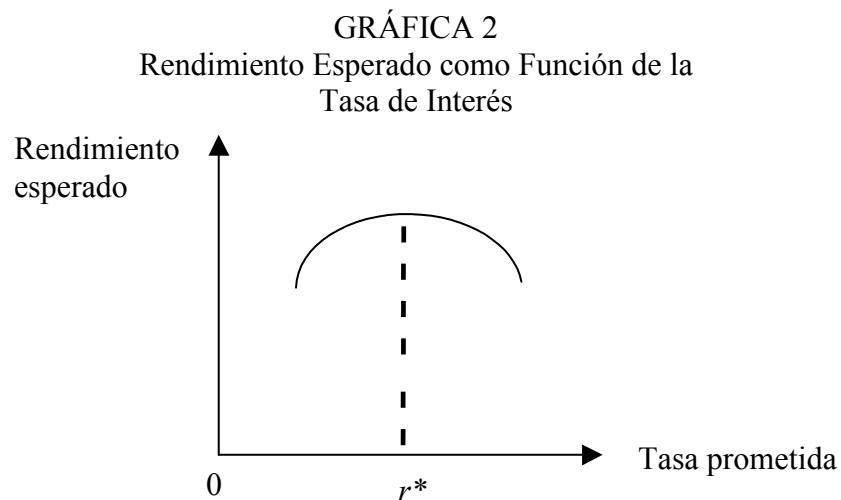
entonces, el banco recibe de la empresa $(1 + r)B$ si se da el resultado alto o x^b si se da el resultado bajo. Por consiguiente

$P^a(1 + r)B + P^b x^b$ = Repago esperado

Así, el repago esperado aumenta con la tasa de interés, pero disminuye al aumentar la incertidumbre.

6.2 Racionamiento de Crédito

En general, el rendimiento esperado no es una función monótona de la tasa de interés, como lo muestra la gráfica 2



Un aumento de la tasa de interés prometida no resulta en un aumento proporcional de los ingresos del banco, ya que la probabilidad de desfalco puede también aumentar. De tal suerte, que si la probabilidad de desfalco aumenta suficientemente, el rendimiento que espera el banco disminuye al aumentar la tasa de interés.

El rendimiento esperado del banco se maximiza en r^* . A la tasa r^* , ningún banco tiene incentivos a aumentarla, por tanto, ningún banco cobrará una tasa mayor. De hecho, r^* constituye la tasa de interés de equilibrio bajo los supuestos establecidos.

No obstante, la tasa de interés Walrasiana (aquella que iguala la cantidad ofrecida con la cantidad demandada de crédito) puede no ser igual a r^* . De tal forma que, si r^* es menor a la tasa de interés Walrasiana, el equilibrio de mercado se caracterizará por un exceso de demanda de crédito, es decir, por racionamiento de crédito.

6.3 Selección Adversa

¿Por qué al aumentar la tasa de interés prometida de un crédito, la probabilidad de desfallo del mismo generalmente aumenta?

Esto se puede deber a que al aumentar la tasa de interés, la composición de los solicitantes de crédito cambia. Los prestatarios de menor riesgo se salen del mercado. Las empresas cuyo rendimiento es más riesgoso, se quedan en el mercado, ya que tienen un rendimiento esperado mayor debido a la convexidad de la función de beneficios (“profit function”). Por tanto, cuando la tasa de interés aumenta, el rendimiento esperado puede disminuir, ya que aun cuando hay un efecto directo positivo, hay también un efecto negativo ocasionado por la selección adversa, al salirse del mercado las empresas con menor riesgo.

6.4 Inversión y Crédito

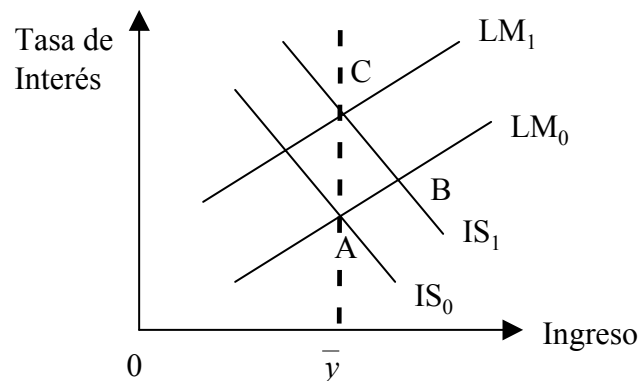
¿Qué consecuencias tiene la existencia de un equilibrio con racionamiento de crédito sobre el monto de la inversión?

Si el mercado de crédito bancario se caracteriza por un exceso de demanda en equilibrio, entonces, los bancos pueden influenciar el volumen de la inversión física al expandir o contraer el crédito, sin ser necesario cambio alguno ni en la tasa de interés ni en la demanda de crédito, así al aumentar el crédito aumenta la inversión.

7. EFECTO DESPLAZAMIENTO E INVERSIÓN

La manera más sencilla de demostrar que en equilibrio la inversión pública puede desplazar a la inversión privada, es por medio del diagrama IS-LM.

GRÁFICA 3
Desplazamiento de la Inversión Privada



Suponga que la economía se encuentra inicialmente en equilibrio en el punto A, al nivel de ingreso de pleno empleo. Para simplificar suponga también que en el equilibrio A no hay inversión pública, sólo hay inversión privada, la cual es decreciente en la tasa de interés. Si en estas circunstancias aumenta exógenamente la inversión pública de cero a una cantidad positiva, la curva IS se desplazará a la derecha. Sin embargo, en el punto B hay un exceso de demanda de bienes, de manera que el nivel de precios sube, la cantidad real de dinero se reduce, lo que desplaza la curva LM a la izquierda, hasta que se logra un nuevo equilibrio en el punto C. En este nuevo equilibrio, el nivel de ingreso es de pleno empleo, la tasa de interés es mayor, y la composición de la inversión, total es diferente. La inversión pública desplazó un monto equivalente de inversión privada. Desplazamiento que se llevó a cabo vía la mayor tasa de interés. Desde luego el razonamiento anterior supone que no hay complementariedad entre la inversión pública y la privada.

Por consiguiente, es posible conjeturar que en condiciones de pleno empleo, cuando aumenta la inversión pública disminuye la inversión privada.

8. IMPLICACIONES EMPÍRICAS DEL MARCO TEÓRICO

Con miras a estructurar el trabajo empírico subsecuente, es conveniente formular en esta sección una lista de los determinantes de la inversión, derivada de la serie de modelos presentados con anterioridad.

Así, la inversión privada es una función:

- Creciente en el producto
- Decreciente en el tipo de cambio real (medido con el índice de precios al consumidor)
- Decreciente en el tipo de cambio real (medido con el salario)
- Creciente en los términos de intercambio
- Decreciente en la tasa de interés real de México

- Decreciente en la tasa de interés real de Estados Unidos
- Creciente en la variable Q de Tobin
- Decreciente en la tasa del impuesto sobre la renta de las empresas
- Creciente en el monto de crédito real otorgado a las empresas
- Decreciente en la inversión pública

9. MARCO DE REFERENCIA DE LA INVESTIGACIÓN EMPÍRICA

9.1 Método Econométrico

En esta sección, se describe el procedimiento econométrico utilizado en las estimaciones de las funciones inversión presentadas más adelante. Específicamente se aplica el método econométrico sugerido por Bardsen (1989). El cual consiste en estimar modelos autorregresivos de rezagos distribuidos por medio de su representación en términos de modelos de corrección de error.

El modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ADL por sus siglas en inglés) ofrece un marco flexible para estimar modelos dinámicos, aunque tiene el inconveniente de requerir cálculos adicionales para determinar los coeficientes de largo plazo de los modelos. Por su parte, los modelos de corrección de error (ECM por sus siglas en inglés) proveen estimaciones de los coeficientes de largo plazo por medio de mínimos cuadrados ordinarios, siendo el único calculo adicional el computo del cociente de dos parámetros. Por fortuna, es posible estimar un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos utilizando un modelo de corrección de error que es algebraicamente idéntico, como lo demuestra Bardsen (1989).

Así, el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos con k variables exógenas ($x_j, j = 1, \dots, k$) se representa por medio de la siguiente ecuación en diferencia

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n \beta_{ji} x_{jt-i} + u_t \quad (16)$$

El coeficiente a_0 denota al término constante, pero también podría ser un vector que incluye componentes determinísticos tales como variables dummy estacionales y/o una tendencia.

El coeficiente de largo plazo θ_j (correspondiente a la variable exógena x_j) está dado por

$$\theta_j = -\beta_{jn}^* / \alpha_m^* \quad (17)$$

donde

$$\alpha_m^* = \sum_{i=1}^m \alpha_i - 1$$

y

$$\beta_{jn}^* = \sum_{i=0}^n \beta_{ji}$$

Sin embargo, el modelo econométrico representado en (16), se puede expresar de manera equivalente como

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{ji}^* \Delta x_{jt-i} + \alpha_m^* y_{t-m} + \sum_{j=1}^k \beta_{jn}^* x_{jt-n} + u_t \quad (18)$$

que es un modelo de corrección de error. Estimar el modelo en (16) o estimar el modelo en (18) da resultados idénticos.

No obstante, es preferible estimar la ecuación en forma de modelo de corrección de error. Ya que, en (18) la dinámica de corto plazo se encuentra de manera explícita en las variables en diferencia, y los coeficientes de largo plazo se calculan como cocientes de los coeficientes de las variables en niveles, utilizando la fórmula en (17).

Debido a que $\hat{\theta}_j = -\hat{\beta}_{jn}^* / \hat{\alpha}_m^*$, la estimación de la varianza de $\hat{\theta}_j$ esta dada por

$$\begin{aligned} \hat{\text{var}}\left(\hat{\theta}_j\right) &= \left(\partial \hat{\theta}_j / \partial \beta_{jn}^*\right)^2 \hat{\text{var}}\left(\hat{\beta}_{jn}^*\right) + \left(\partial \hat{\theta}_j / \partial \alpha_m^*\right)^2 \hat{\text{var}}\left(\hat{\alpha}_m^*\right) \\ &+ 2\left(\partial \hat{\theta}_j / \partial \beta_{jn}^*\right)\left(\partial \hat{\theta}_j / \partial \alpha_m^*\right) \hat{\text{cov}}\left(\hat{\beta}_{jn}^*, \hat{\alpha}_m^*\right) \end{aligned}$$

la cual se puede expresar como

$$\hat{\text{var}}\left(\hat{\theta}_j\right) = \left(\hat{\alpha}_m^*\right)^{-2} \left[\hat{\text{var}}\left(\hat{\beta}_{jn}^*\right) + \left(\hat{\theta}_j\right)^2 \hat{\text{var}}\left(\hat{\alpha}_m^*\right) + 2\hat{\theta}_j \hat{\text{cov}}\left(\hat{\beta}_{jn}^*, \hat{\alpha}_m^*\right) \right] \quad (19)$$

Todos los parámetros requeridos para calcular la varianza en (19), los provee la estimación de mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación en (18).

En términos estadísticos, si las variables en niveles son I(1) y están cointegradas, entonces por el teorema de representación de Granger, las variables en primera diferencia se podrán representar por medio de un modelo de corrección de error. Si se estima este último, se tendría adicionalmente una estimación del vector de cointegración. Además, los modelos de corrección de error sirven para llevar a cabo pronósticos, tanto de la tasa de crecimiento como del nivel, de la variable dependiente en cuestión.

9.2 Criterio de Selección de las Regresiones

En la sección 12, se estiman varios modelos de corrección de error de la inversión. De manera que surge el problema de seleccionar un modelo que sea el “mejor” de acuerdo a algún criterio estadístico. Por un lado, se busca un modelo bien especificado, que incorpore todas las variables que en teoría se juzgue relevantes. Por otro lado, se desea un modelo parsimonioso que permita una estimación eficiente de los parámetros.

Un procedimiento que refleja este “trade-off” consiste en elegir la regresión que minimiza el criterio de información de Akaike (AIC por su siglas en inglés). El cual se define como

$$AIC = \ln(e'e/T) + 2k/T = \ln \hat{\sigma}^2 + 2k/T$$

donde $e'e$ es la suma de residuales al cuadrado, T es el número de observaciones y k el número de regresores.

Así, al eliminar una variable de una regresión se producen dos efectos sobre AIC. El primer efecto tiende a aumentar la suma de residuales al cuadrado ($e'e$), mientras que el segundo tiende a disminuir el término $2k/T$. Si el efecto neto sobre AIC es negativo, conviene quitar de la regresión la variable en cuestión.

9.3 Estructura de la Investigación Empírica

En la siguiente sección se proporcionan las definiciones empíricas de las variables utilizadas en las regresiones, y se investiga el status estadístico de cada una de ellas por medio de pruebas de raíz unitaria. Posteriormente, se estiman varios modelos de corrección de error de la inversión. Las estimaciones de los coeficientes de largo plazo, sus respectivos errores estándar y las pruebas de cointegración, aparecen en la sección 11. Mientras que las estimaciones de los modelos de corrección de error, así como la selección de los mismos se encuentran en la sección 12. Una vez seleccionados los modelos de corrección de error más adecuados, de acuerdo al criterio de información de Akaike, dichos modelos son utilizados para calcular pronósticos ex-post de la inversión privada. Pronósticos que aparecen en la sección 13.

10. DEFINICIÓN EMPÍRICA DE LAS VARIABLES Y PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

A continuación se listan las variables que se utilizan en el análisis econométrico.

Estas variables son las siguientes

LFBKPRV = Logaritmo de la formación bruta de capital fijo privada (a precios de 1993)

DLFBKPRV = Primera diferencia del logaritmo de la formación bruta de capital fijo privada

que aparecen en las Gráficas 4 y 5

LPIB = Logaritmo del producto interno bruto (a precios de 1993)

DLPIB = Primera diferencia del logaritmo del producto interno bruto

que aparecen en las Gráficas 6 y 7

LTCR = Logaritmo del tipo de cambio real (bilateral México-Estados Unidos calculado mediante los índices de precios al consumidor y el tipo de cambio para valuar flujos de información financiera, “dollar fix”)

DLTCR = Primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio real

que aparecen en las Gráficas 8 y 9

LEPW = Logaritmo del tipo de cambio real (bilateral México-Estados Unidos calculado utilizando el índice de salarios, sueldos y prestaciones medias de México, el índice de precios al consumidor de EU y el “dollar fix”)

DLEPW = Primera diferencia del tipo de cambio real

que aparecen en las Gráficas 10 y 11

LTTRD = Logaritmo del índice de términos de intercambio de México

DLTTRD = Primera diferencia del logaritmo del índice de término de intercambio

que aparecen en las Gráficas 12 y 13

RRMX = Tasa de interés real de México (calculada con base en la tasa de los Cetes a 91 días y el índice de precios al consumidor de México)

DRRMX = Primera diferencia de la tasa de interés real de México

que aparecen en las Gráficas 14 y 15

RREU = Tasa de interés real de Estados Unidos (calculada con la tasa “prime” y el índice de precios al consumidor de EU)

DRREU = Primera diferencia de la tasa de interés real de Estados Unidos

que aparecen en las Gráficas 16 y 17

LISRPB = Logaritmo del cociente de ingresos por impuesto sobre la renta entre producto interno bruto nominal

DLISRPB = Primera diferencia del logaritmo del cociente

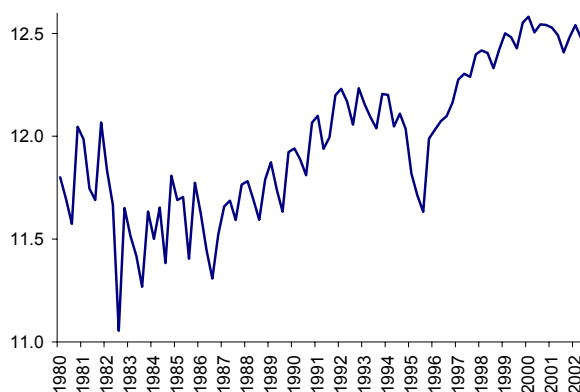
que aparecen en las Gráficas 18 y 19

LFNR = Logaritmo del financiamiento bancario al sector empresarial (a precios de 2002)

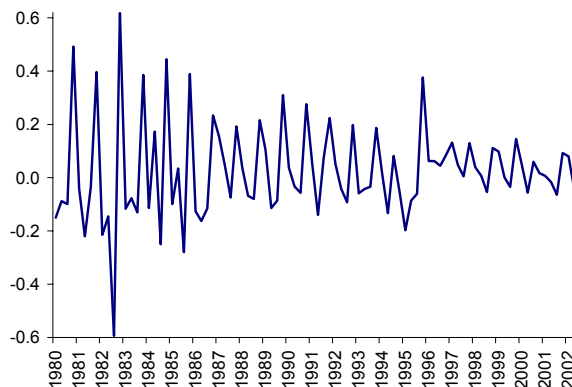
DLFNR = Primera diferencia del logaritmo del financiamiento bancario al sector empresarial

que aparecen en las Gráficas 20 y 21

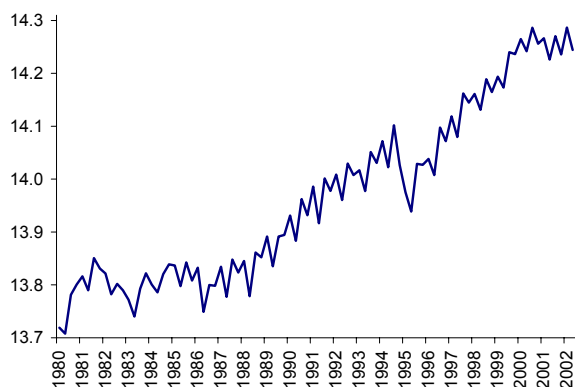
Gráfica 4
Logaritmo de la formación bruta de capital fijo
privada



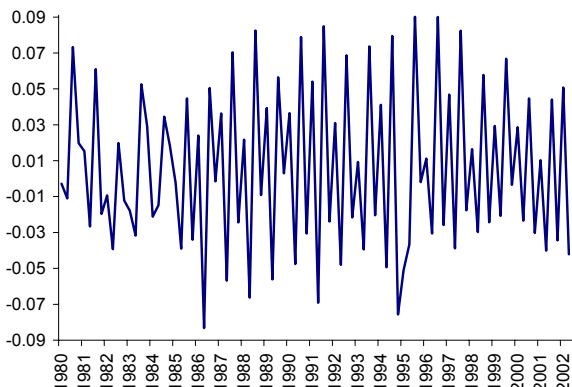
Gráfica 5
Primera diferencia del logaritmo de la formación
bruta de capital fijo



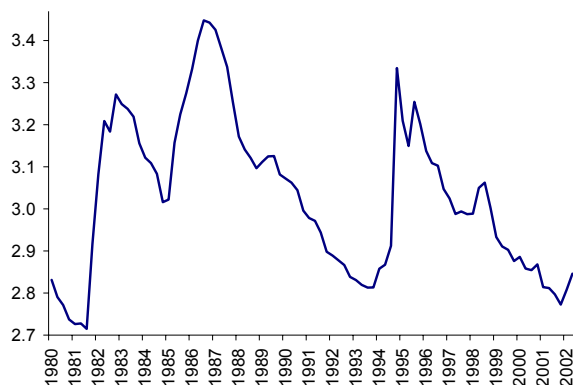
Gráfica 6
Logaritmo del producto interno bruto



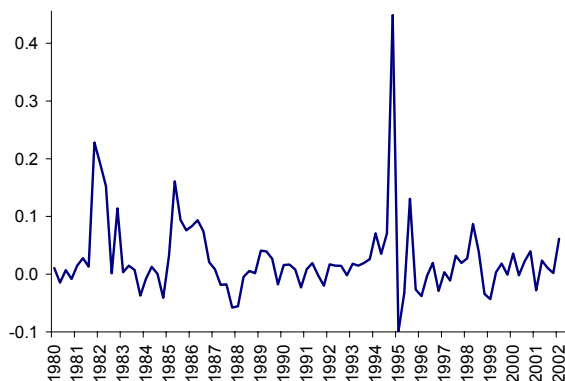
Gráfica 7
Primera diferencia del logaritmo del producto
interno bruto



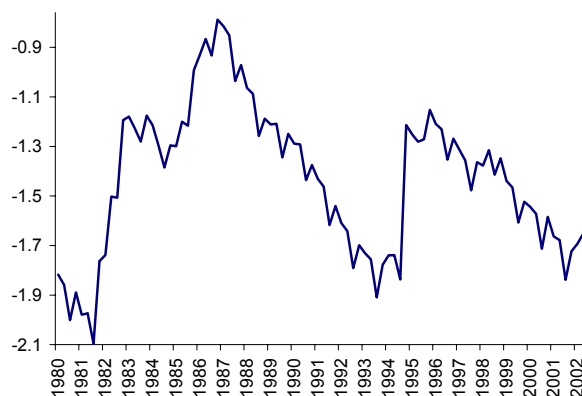
Gráfica 8
Logaritmo del tipo de cambio real (calculado con el índice de precios al consumidor de México)



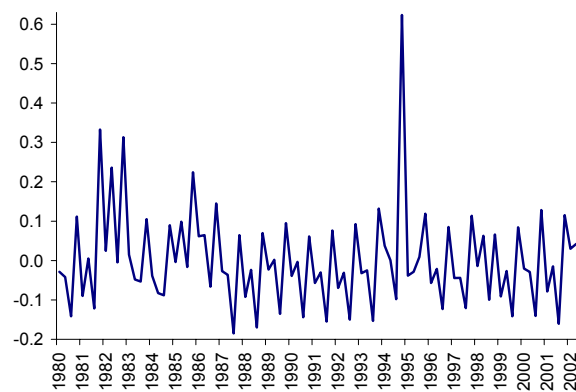
Gráfica 9
Primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio real



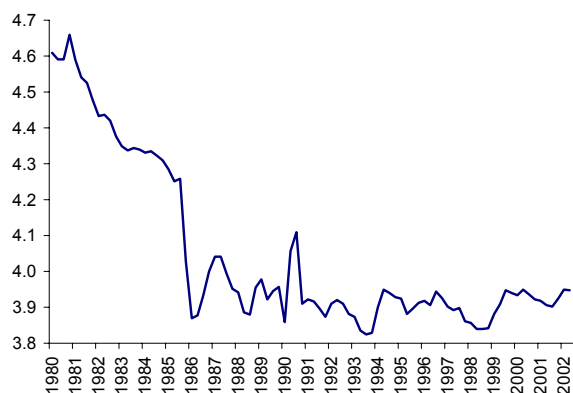
Gráfica 10
Logaritmo del tipo de cambio real (calculado con el índice de salarios de México)



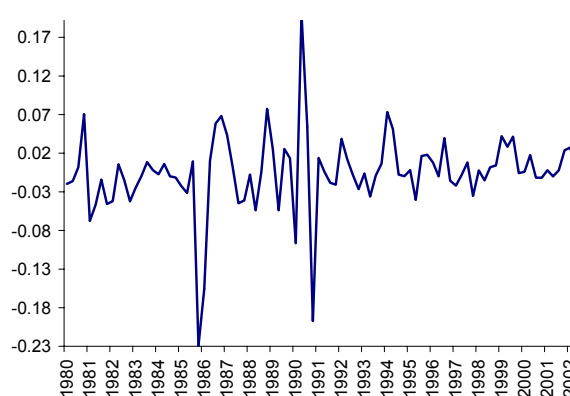
Gráfica 11
Primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio real



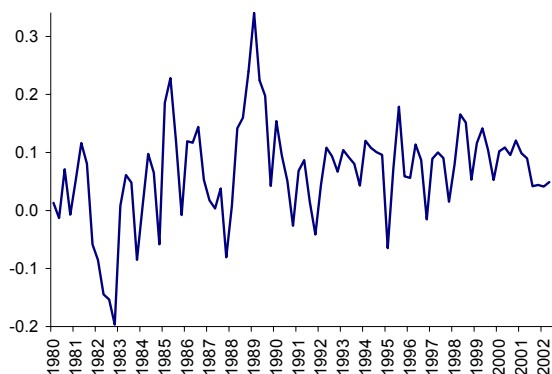
Gráfica 12
Logaritmo del índice de términos de intercambio



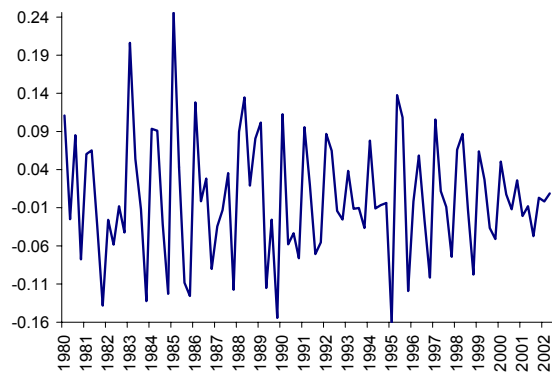
Gráfica 13
Primera diferencia del logaritmo del índice de términos de intercambio



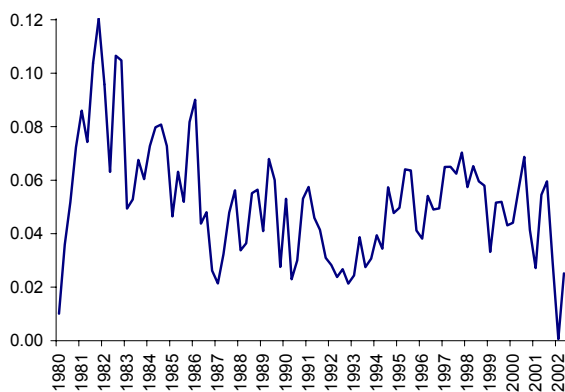
Gráfica 14
Tasa de interés real de México



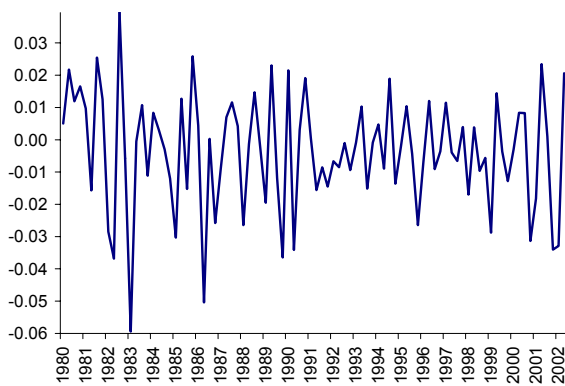
Gráfica 15
Primera diferencia de la tasa de interés real de México



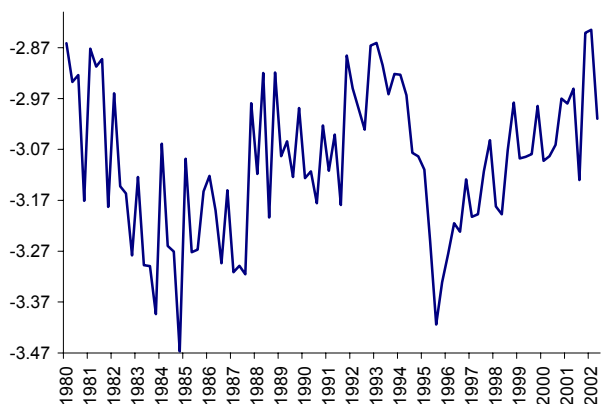
Gráfica 16
Tasa de interés real de Estados Unidos



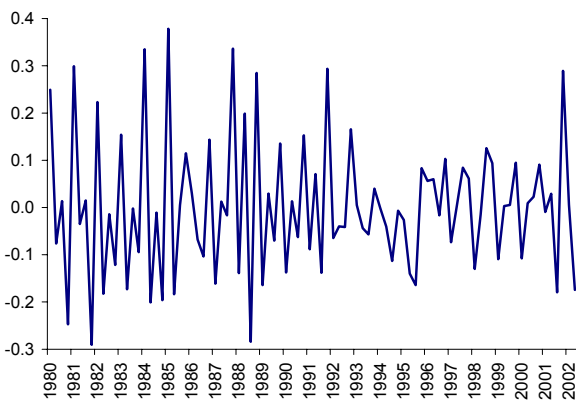
Gráfica 17
Primera diferencia de la tasa de interés real de Estados Unidos



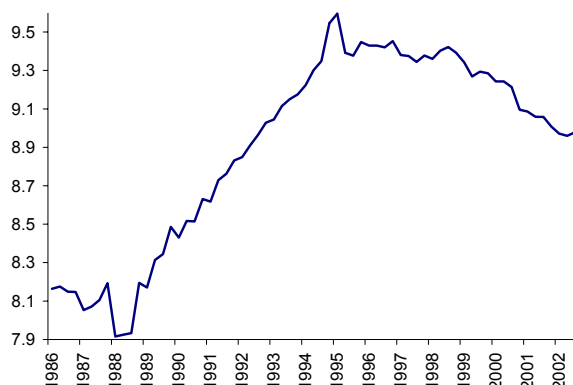
Gráfica 18
Logaritmo del cociente de ingreso por impuesto sobre la renta entre producto interno nominal



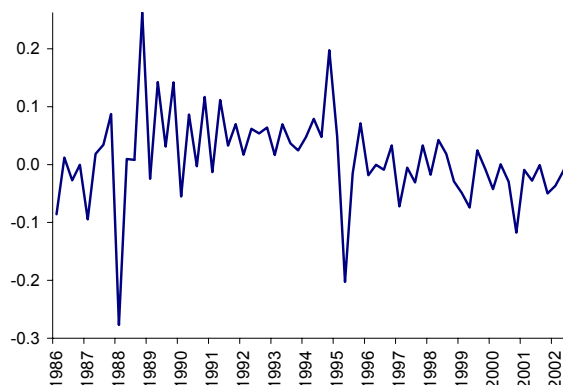
Gráfica 19
Primera diferencia del logaritmo del cociente



Gráfica 20
Logaritmo del financiamiento bancario al sector empresarial



Gráfica 21
Primera diferencia del logaritmo del financiamiento bancario al sector empresarial



La periodicidad de los datos es trimestral. La muestra abarca del primer trimestre de 1980 al tercer trimestre de 2002 para todas las variables excepto la variable financiamiento cuya muestra va del cuarto trimestre de 1985 al tercer trimestre de 2002. Las variables de México, incluyendo al tipo de cambio nominal, se obtuvieron del SIE.BANXICO y del INEGI, y las variables norteamericanas del banco de datos de la Reserva Federal de San Luis.

Cabe hacer ciertas aclaraciones sobre algunas de las series presentadas. Es muy probable que las variables LISRPIB y LFNR tengan errores de medición importantes. Por un lado, para calcular de manera precisa a la variable LISRPIB es necesario utilizar el dato de ingresos por impuesto sobre la renta de las empresas, el cual no está disponible. Así que se tomó como aproximación a esta variable la cifra de ingresos por impuesto sobre la renta total, cifra que claramente sobreestima a la verdadera magnitud. Por otro lado, el dato de financiamiento a las empresas no incluye ni reestructuras en UDIS, ni el esquema FOBAPROA, ni el esquema FIDELIQ, debido a que no se puede desglosar el financiamiento bancario al sector privado en empresas, vivienda y consumo. De manera que se tomó el financiamiento de la banca comercial y de la banca de desarrollo a empresas y personas físicas con actividad empresarial sin incluir los rubros mencionados. Finalmente, no se hizo ningún intento por medir la variable Q de Tobin. En primer lugar, porque el mercado accionario mexicano cubre sólo una fracción pequeña de la economía, y en segundo lugar porque tal variable no resulta significativa en numerosos estudios previos de otros países (Chirinko (1993)). Sin embargo, en investigaciones a nivel microeconómico, utilizando paneles de datos de industrias específicas, la variable Q de Tobin sí resulta empíricamente relevante. Una aplicación para México aparece en Gelos y Werner (1998).

Una vez definidas las variables, y antes de pasar a la parte de estimación, es necesario indagar ciertas propiedades estadísticas de éstas. Concretamente, se requiere saber si las series son estacionarias o no, para lo cual a continuación se llevan a cabo pruebas Dickey-Fuller Aumentadas (ADF por sus siglas en inglés) de las variables.

El cuadro 1 presenta los resultados de las pruebas ADF de raíz unitaria aplicadas a las variables en niveles. En las regresiones estimadas para efectuar las pruebas, dos rezagos de las correspondientes variables independientes son suficientes para obtener residuales no autocorrelacionados. Así, para las variables LFBKPRV, LPIB, LTCR, LEPW y LTTRD no se rechaza la hipótesis nula, de manera que se consideran no-estacionarias. Mientras que la hipótesis nula se rechaza para las variables RRMX y LFBKPUB, por lo que se les juzga estacionarias. No obstante, la prueba resulta indeterminada para las variables RREU y LISRPIB. Por su parte, el cuadro 2 muestra los resultados de las pruebas de raíz unitaria aplicadas a las variables en primeras diferencias. En esta ocasión son suficientes tres rezagos para poder efectuar las pruebas. Según éstas, todas las variables salen estacionarias con la excepción de la serie DLEPW, la cual sigue siendo no-estacionaria. Finalmente, el cuadro 3 indica que la serie en doble diferencia DDLEPW es estacionaria, siendo necesarios tres rezagos para generar residuales que no estén autocorrelacionados.

CUADRO 1		
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA		
VARIABLES EN NIVELES		
Muestra: 1980.4 a 2002.3		
Número de Observaciones: 88		
Número de Rezagos: 2		
VALORES CRÍTICOS (Mac Kinnon)		
Valor crítico al 1% -3.5055		
Valor crítico al 5% -2.8943		
Valor crítico al 10% -2.5840		
PRUEBAS ESTADÍSTICAS Dickey-Fuller AUMENTADAS		
LFBKPRV	-1.0338	no-estacionaria
LPIB	-0.4160	no-estacionaria
LTCR	-2.3621	no-estacionaria
LEPW	-2.1618	no-estacionaria
LTTRD	-2.5262	no-estacionaria
RRMX	-3.6546	estacionaria
RREU	-2.6800	indeterminada
LISRPIB	-2.8875	indeterminada
LFBKPUB	-3.8969	estacionaria

CUADRO 2		
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA		
VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIAS		
Muestra: 1981.2 a 2002.3		
Número de Observaciones: 86		
Número de Rezagos: 3		
VALORES CRÍTICOS (Mac Kinnon)		
Valor crítico al 1% -3.5073		
Valor crítico al 5% -2.8951		
Valor crítico al 10% -2.5844		
PRUEBAS ESTADÍSTICAS DICKEY-FULLER AUMENTADAS		
DLFBKPRV	-4.1439	estacionaria
DLPB	-3.5534	estacionaria
DLTCR	-3.8126	estacionaria
DLEPW	-2.5443	no-estacionaria
DLTTRD	-5.9214	estacionaria
DRRMX	-4.6849	estacionaria
DRREU	-5.7452	estacionaria
DLISRPB	-4.3821	estacionaria
DLFBKPUB	-5.1763	estacionaria

CUADRO 3		
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA		
VARIABLE EN SEGUNDA DIFERENCIA		
Muestra: 1981.2 a 2002.3		
Número de Observaciones: 86		
Número de Rezagos: 3		
VALORES CRÍTICOS (Mac Kinnon)		
Valor crítico al 1% -3.5073		
Valor crítico al 5% -2.8951		
Valor crítico al 10% -2.5844		
PRUEBAS ESTADÍSTICAS DICKEY-FULLER AUMENTADAS		
DDLEPW	-15.7487	estacionaria

La variable de financiamiento LFNR tiene un tamaño de muestra considerablemente más chico al del resto de las series, además de tener características estadísticas peculiares. Por estas razones, las pruebas de raíz unitaria de la serie LFNR se presentan aparte, en el cuadro 4. Como se puede apreciar en la Gráfica 20, la variable LFNR tiene una tendencia positiva del principio de la muestra hasta 1994, y una tendencia negativa de 1995 en adelante. Consistente con lo anterior, se observa en la Gráfica 21 que la primera diferencia DLFNR tiende a ser positiva hasta 1994, y negativa de 1995 hasta el final de la muestra. De hecho,

es necesario tomar segundas diferencias (gráfica no presentada) para que la variable DDLFNR se estabilice alrededor de un valor medio constante (que es de cero). Todo esto hace suponer un cambio estructural en la variable de financiamiento. Pasando a las pruebas de raíz unitaria, y de acuerdo con lo anterior, el cuadro 4 indica que no se rechaza la hipótesis nula de la serie es no-estacionaria tanto para la variable en niveles como en primeras diferencias. Solamente al tomar segundas diferencias de la variable, se rechaza la hipótesis nula en favor de que la serie es estacionaria.

CUADRO 4
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA
FINANCIAMIENTO REAL A LAS EMPRESAS
VARIABLE EN NIVELES
Muestra: 1986.3 a 2002.3
Número de observaciones : 65
Número de rezagos: 2
VALORES CRÍTICOS (McKINNON)
Valor crítico al 1% -3.5328
Valor crítico al 5% -2.9062
Valor crítico al 10% -2.5903
ESTADÍSTICO ADF -1.3866
VARIABLE EN PRIMERAS DIFERENCIAS
Muestra: 1987.1 a 2002.3
Número de observaciones: 63
Número de rezagos: 3
VALORES CRÍTICOS (McKINNON)
Valor crítico al 1% -3.5362
Valor crítico al 5% -2.9077
Valor crítico al 10% -2.5911
ESTADÍSTICO ADF -2.0804
VARIABLE EN SEGUNDAS DIFERENCIAS
Muestra: 1987.1 a 2002.3
Número de observaciones: 63
Número de rezagos: 2
VALORES CRÍTICOS (McKINNON)
Valor crítico al 1% -3.5362
Valor crítico al 5% -2.9077
Valor crítico al 10% -2.5911
ESTADÍSTICO ADF -9.9789

Una vez establecidas las características de estacionariedad de las series, se puede pasar a la parte de estimación. Así, en la sección 11 se presentan las estimaciones de las coeficientes de largo plazo y las pruebas de cointegración, y en la sección 12 se muestran las estimaciones de los modelos de corrección de error.

11. COEFICIENTES DE LARGO PLAZO Y PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN

11.1 Vectores de Coeficientes de Largo Plazo

Como se vio en la sección 9, el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos se puede estimar de manera general como un modelo de corrección de error, dado por la ecuación (18) donde los coeficientes de las variables en niveles son proporcionales a los coeficientes de largo plazo. Las estimaciones de los modelos de corrección de error aparecen en la sección 12. Por su parte el cuadro 5 a continuación presenta los coeficientes de largo plazo derivados de los modelos de corrección de error, junto con sus respectivos errores estándar calculados por medio de la expresión (19).

Cada columna del cuadro 5 muestra los coeficientes de largo plazo de una correspondiente regresión de corrección de error. Así, dicho cuadro presenta doce posibles combinaciones de regresores que se analizan en esta sección, considerando bloques de cuatro columnas a la vez.

En el primer bloque, los coeficientes de las columnas 1 a 4 están asociados a regresiones que incluyen a todas las variables que se juzga relevantes en la explicación de la inversión privada (ver la lista de variables en la sección 8). Nótese que no hay variables repetidas. De tal forma que, en cada regresión individual sólo hay una variable de tipo de cambio real y una variable de tasa de interés real.

CUADRO 5												
COEFICIENTES DE LARGO PLAZO												
DE LAS ECUACIONES DE FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL PRIVADA												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
LPIB	1.601837 (0.183056)	1.772909 (0.154388)	1.591131 (0.177811)	1.775779 (0.156258)	1.546167 (0.136877)	1.642123 (0.129524)	1.574237 (0.134958)	1.673533 (0.127256)	1.540437 (0.131704)	1.639626 (0.125991)	1.730918 (0.100677)	1.799028 (0.090322)
LTCR	-0.400567 (0.203205)		-0.399346 (0.193783)		-0.508252 (0.126939)		-0.470478 (0.128975)		-0.516687 (0.119449)		-0.346658 (0.092623)	
LEPW		-0.118391 (0.11787)		-0.108217 (0.116482)		-0.250297 (0.080753)		-0.220514 (0.0838)		-0.251759 (0.079138)		-0.143319 (0.051813)
LTTRD	0.06683 (0.159678)	0.184108 (0.144961)	0.030956 (0.157418)	0.162648 (0.14736)								
RRMX	0.028718 (0.228783)	-0.026706 (0.215829)			0.033499 (0.208434)	0.006195 (0.202486)						
RREU			-0.002922 (1.020127)	-0.128679 (0.973111)			-0.465604 (0.838803)	-0.519268 (0.84615)				
LISRPB	0.167825 (0.223152)	0.317637 (0.206767)	0.13854 (0.224596)	0.290588 (0.208646)								
LFBKPUB	-0.172141 (0.113528)	-0.209043 (0.10974)	-0.154813 (0.113687)	-0.183618 (0.112255)	-0.14603 (0.08408)	-0.147422 (0.089143)	-0.127095 (0.084067)	-0.11595 (0.09472)	-0.153768 (0.075392)	-0.150105 (0.08624)		

Los coeficientes del logaritmo del producto interno bruto (LPIB) son siempre positivos como se esperaba, mayores a uno y grandes con respecto a sus desviaciones estándar. Por su parte, según las columnas 1 y 3, los coeficientes del logaritmo del tipo de cambio real

(LTCR) son negativos como lo predice la teoría y grandes en relación a sus desviaciones estándar. Mientras que, en las columnas 2 y 4, los coeficientes del tipo de cambio real medido con salarios de México (LEPW) son también negativos pero aproximadamente iguales en magnitud a sus desviaciones estándar.

Con respecto a los coeficientes del logaritmo de los términos de intercambio (LTTRD), también en el primer bloque, se puede afirmar que los signos positivos son correctos pero desafortunadamente demasiado pequeños en relación a sus desviaciones estándar. En lo que concierne a los coeficientes de las tasas de interés reales (RRMX y RREU), tres de ellos tienen el signo negativo esperado, pero al igual que para la variable anterior, con muy baja significancia. Por su parte, los coeficientes del logaritmo de la tasa del impuesto sobre la renta (LISRPIB) son todos positivos de manera que tienen el signo incorrecto, no obstante, ninguno de estos coeficientes es grande con respecto a su desviación estándar.

Finalmente, los coeficientes del logaritmo de la inversión pública (LFBKPUB) son todos negativos como se esperaba y relativamente grandes en relación a sus desviaciones estándar.

Con base en los resultados anteriores, se eliminaron las variables LTTRD y LISRPIB del análisis subsecuente. Así, el segundo bloque de coeficientes constituido por las columnas 5 a 8 excluye a estas dos variables. Los coeficientes del segundo bloque tienen características muy similares a las del bloque anterior. Sin embargo, es notorio el hecho de que los coeficientes de las tasas de interés reales (RRMX y RREU) siguen siendo sumamente pequeños con respecto a sus desviaciones estándar.

Las columnas 9, 10, 11 y 12 constituyen el tercer bloque de coeficientes en el cual se eliminaron por completo las tasas de interés reales. Las columnas 9 y 10 muestran que los coeficientes de largo plazo del logaritmo del producto interno bruto (LPIB), del logaritmo del tipo de cambio real (LTCR), del logaritmo del tipo de cambio real medido con salarios (LEPW) y del logaritmo de la inversión pública (LFBKPUB) tienen todos los signos esperados y su magnitud es relativamente grande en relación a sus desviaciones estándar. El mismo tipo de resultados se obtienen, en las columnas 11 y 12, al eliminar a la variable logaritmo de la inversión pública cuya significancia es marginal.

El cuadro 7 de la siguiente sección presenta las regresiones de corrección de error estimadas, junto con los valores de la R^2 , el criterio de información de Akaike (AIC) y el estadístico Durbin Watson de cada regresión. Si se analizan los diferentes valores de los AIC, resulta que las “mejores” regresiones (aquellas que minimizan el AIC) corresponden a las columnas 9 y 10. Por tanto, los coeficientes de largo plazo más apropiados del modelo de inversión privada son los que aparecen en las columnas 9 y 10 del cuadro 5.

Resumiendo, en el largo plazo, el logaritmo de la formación bruta de capital privada depende positivamente del logaritmo del PIB, negativamente del tipo de cambio real (medido ya sea con el índice de precios al consumidor o con salarios de México), y negativamente del logaritmo de la formación bruta de capital pública.

Nótese que, con la excepción de los coeficientes del logaritmo de la tasa del impuesto sobre la renta, los coeficientes de las variables eliminadas tienen el signo esperado en la mayoría de los casos. La falta de significancia de estos coeficientes tal vez se pueda deber a errores de medición en las variables.

Hasta ahora no se ha incorporado en el análisis a la variable logaritmo del financiamiento real debido a que, como se mencionó anteriormente, la variable sólo está disponible a partir del cuarto trimestre de 1985. El haber incorporado a esta variable en las regresiones anteriores hubiera requerido recortar demasiado la muestra de observaciones. Para subsanar esta situación, el cuadro 5 (continuación) presenta los coeficientes de largo plazo que resultan de incluir al logaritmo del financiamiento real en las dos mejores regresiones de corrección de error. Tales regresiones aparecen en el cuadro 7 (continuación) de la siguiente sección.

CUADRO 5 (CONTINUACIÓN)				
	13	14	15	16
LPIB	1.895807 (0.230765)	1.908182 (0.198814)	1.716137 (0.159989)	1.84667 (0.149814)
LTCR	-0.1793 (0.181635)		-0.294253 (0.146586)	
LEPW		-0.022946 (0.12126)		-0.088546 (0.09369)
LFBKPUB	-0.175951 (0.115722)	-0.150387 (0.126093)	-0.179093 (0.111498)	-0.169764 (0.113873)
LFNR	-0.015913 (0.051747)	0.018309 (0.061522)		

Como se puede apreciar en el cuadro 5 (continuación) los coeficientes de largo plazo del logaritmo del financiamiento real son sumamente pequeños con respecto a su desviación estándar, e incluso uno de los coeficientes tiene el signo incorrecto. Lo cual es indicativo de que la variable de financiamiento se puede eliminar. Más aún, si para seleccionar el modelo se recurre al criterio de información de Akaike se tiene lo siguiente. El cuadro 7 (continuación) muestra que las regresiones 13 y 14 que incluyen al logaritmo del financiamiento real son inferiores de acuerdo a dicho criterio a las regresiones 15 y 16 que lo excluyen. Por tanto, se elimina a la variable logaritmo del financiamiento real de la ecuación de inversión privada.

Así, los coeficientes de largo plazo seleccionados corresponden a las columnas 9 y 10 del cuadro 5.

11.2 Pruebas de Cointegración

Una vez elegidas las ecuaciones de largo plazo más plausibles, cabe preguntarse si las variables en niveles que forman esas relaciones de largo plazo están cointegradas o no.

El procedimiento para investigar esta cuestión es el siguiente

- Calcular los términos de corrección de error implícitos en los modelos econométricos 9 y 10 del cuadro 7. Para tal efecto, se forman combinaciones lineales del subconjunto de variables que aparecen en las regresiones en niveles utilizando para ello los correspondientes coeficientes de largo plazo. Tales términos de corrección de error son de hecho los residuales de las ecuaciones de cointegración 9 y 10 del cuadro 5.
- Efectuar pruebas Dickey-Fuller de raíz unitaria a los residuales de las ecuaciones de cointegración 9 y 10.
- Si se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en los residuales, se concluye que las variables en la ecuación de largo plazo están cointegradas.
- Si no se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en los residuales, se concluye que las variables en la ecuación de largo plazo no están cointegradas.

CUADRO 6	
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA	
DE LOS RESIDUALES	
RESIDUALES DE LA ECUACIÓN	
DE COINTEGRACIÓN 9	
Muestra: 1980.3 a 2002.3	
Número de observaciones : 89	
Número de rezagos: 1	
VALORES CRÍTICOS (McKINNON)	
Valor crítico al 1%	-3.5056
Valor crítico al 5%	-2.8943
Valor crítico al 10%	-2.5843
ESTADÍSTICO ADF	-5.4519
RESIDUALES DE LA ECUACIÓN	
DE COINTEGRACIÓN 10	
Muestra: 1980.3 a 2002.3	
Número de observaciones : 89	
Número de rezagos: 1	
VALORES CRÍTICOS (McKINNON)	
Valor crítico al 1%	-3.5056
Valor crítico al 5%	-2.8943
Valor crítico al 10%	-2.5843
ESTADÍSTICO ADF	-3.9059

De esta manera, el cuadro 6 presenta la pruebas de raíz unitaria aplicadas a los residuales de las ecuaciones de cointegración 9 y 10. En los dos casos, es suficiente un rezago de la variable independiente para obtener residuales no auto-correlacionados. El cuadro mencionado muestra el estadístico Dickey-Fuller Aumentado junto con los valores críticos para las dos series de residuales. En ambas pruebas se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en los residuales, por lo que se considera a las dos series estacionarias, lo que a su vez indica que las variables en niveles que forman las ecuaciones de largo plazo están cointegradas.

Una prueba indirecta de cointegración consiste en constatar que el coeficiente que multiplica al término de error en la correspondiente regresión de corrección de error es negativo y significativo. De manera que una fracción del desequilibrio de largo plazo del trimestre anterior se corrige en el trimestre presente. Si uno observa las regresiones 9 y 10 del cuadro 7 se puede verificar que los coeficientes de $LFBKPRV(-1)$ son negativos y grandes con respecto a sus respectivas desviaciones estándar, suministrando así pruebas alternativas de cointegración de las variables.

12. MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR

El cuadro 7 presenta las regresiones de corrección de error que se derivan de las hipótesis formuladas en la sección 8. Se incluyen todas las variables explicativas como regresores, con la excepción de la Q de Tobin que no se considera en este artículo y del logaritmo del financiamiento real que se toma en cuenta más adelante en esta misma sección.

Como se indicó en la sección 10, la muestra abarca del primer trimestre de 1980 al tercer trimestre de 2002. Cada columna del cuadro 7 muestra las estimaciones de una regresión de corrección de error. Se incluyen en cada regresión cuatro variables “dummy” estacionales (ya que los modelos se corren sin constante) cuyos coeficientes no aparecen en el cuadro 7. Además, se adjuntan a cada regresión los valores de la R^2 , del estadístico Durbin-Watson y del criterio de información de Akaike (AIC).

Como se explicó en la sección anterior, se formaron tres bloques de cuatro regresiones cada uno, con el objeto de ir eliminando selectivamente variables que no resultan relevantes en la explicación de la inversión privada. Así, si uno observa los valores de AIC, estos van disminuyendo conforme se eliminan variables no significativas hasta llegar a las regresiones 9 y 10 donde alcanzan sus valores mínimos. Lo cual sugiere que las “mejores” especificaciones del modelo están dadas por este par de regresiones.

CUADRO 7												
MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR												
DE LA FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL PRIVADA												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DLPB(-2)	2.4946 (0.6064)	2.8311 (0.6035)	2.3444 (0.5938)	2.6328 (0.5842)	2.4253 (0.4806)	2.6141 (0.4933)	2.4503 (0.4637)	2.6086 (0.4743)	2.4483 (0.4622)	2.6282 (0.4739)	2.4735 (0.4714)	2.5679 (0.4801)
DLTCR(-1)	-0.5018 (0.2002)		-0.456 (0.1883)		-0.4606 (0.1811)		-0.4323 (0.168)		-0.445 (0.1667)		-0.6413 (0.1438)	
DLEPW(-1)		-0.6053 (0.1462)		-0.567 (0.1489)		-0.5805 (0.1406)		-0.5512 (0.1416)		-0.5782 (0.13849)		-0.6915 (0.1301)
DLTTRD(-1)	0.0677 (0.2119)	0.0025 (0.2127)	0.2461 (0.2494)	0.1689 (0.2515)								
DRRMX(-1)	0.037 (0.1805)	0.0507 (0.1812)			0.0191 (0.17)	0.0326 (0.173)						
DRREU(-1)			1.0287 (0.7201)	1.0956 (0.7281)			0.8234 (0.6577)	0.9931 (0.6683)				
DLISRPB(-1)	-0.0509 (0.1303)	-0.1448 (0.1304)	0.0022 (0.1303)	-0.0867 (0.1302)								
DLFBKPUB(-1)	0.1131 (0.0705)	0.1472 (0.0703)	0.0975 (0.0693)	0.1263 (0.0699)	0.1052 (0.0618)	0.1196 (0.0634)	0.103 (0.0582)	0.1108 (0.0622)	0.1102 (0.0573)	0.122 (0.0612)		
LFBKPRV(-1)	-0.7149 (0.1127)	-0.7627 (0.1092)	-0.7101 (0.1093)	-0.7498 (0.1015)	-0.7231 (0.1089)	-0.7395 (0.1036)	-0.7268 (0.1058)	-0.7425 (0.1012)	-0.7274 (0.1054)	-0.7411 (0.1011)	-0.6796 (0.1031)	-0.723 (0.1011)
LPIB(-1)	1.1451 (0.2171)	1.3523 (0.2296)	1.1298 (0.2138)	1.3315 (0.2262)	1.118 (0.1934)	1.2144 (0.2011)	1.1441 (0.1919)	1.2426 (0.199)	1.1205 (0.1904)	1.2151 (0.1982)	1.1764 (0.1927)	1.3007 (0.1972)
LTCR(-1)	-0.2863 (0.1605)		-0.2836 (0.1512)		-0.3675 (0.1162)		-0.3419 (0.1148)		-0.3758 (0.1093)		-0.2356 (0.0786)	
LEPW(-1)		-0.0903 (0.0922)		-0.0811 (0.0894)		-0.1851 (0.0677)		-0.1637 (0.0693)		-0.1866 (0.0662)		-0.1036 (0.0433)
LTTTRD(-1)	0.0478 (0.1138)	0.1407 (0.1107)	0.022 (0.1117)	0.122 (0.1105)								
RRMX(-1)	0.0205 (0.1634)	-0.0204 (0.1644)			0.0242 (0.1506)	0.0046 (0.1498)						
RREU(-1)			-0.0021 (0.7244)	-0.0965 (0.7285)			-0.3384 (0.6053)	-0.3855 (0.6227)				
LISRPB(-1)	0.12 (0.1584)	0.2423 (0.1595)	0.0984 (0.1593)	0.2179 (0.1596)								
LFBKPUB(-1)	-0.1231 (0.0831)	-0.1594 (0.0844)	-0.1099 (0.0824)	-0.1377 (0.0854)	-0.1056 (0.0636)	-0.109 (0.0665)	-0.0924 (0.0633)	-0.0861 (0.0714)	-0.1118 (0.057)	-0.1112 (0.0646)		
R ²	0.796	0.7906	0.8023	0.7974	0.7935	0.7824	0.7976	0.7886	0.7934	0.7823	0.7793	0.7691
DW	2.0137	1.9711	1.9928	1.9566	1.9939	1.9573	1.99	1.9588	1.996	1.9648	2.115	2.0737
AIC	-1.7815	-1.7554	-1.8132	-1.7887	-1.8607	-1.8082	-1.8807	-1.8369	-1.9054	-1.853	-1.8849	-1.8398

Errores estándar entre paréntesis

Sin embargo, hay que recordar que ni el logaritmo del financiamiento real ni su primera diferencia aparecen como variables explicativas en las regresiones 1 a 12. Para remediar esta situación, el cuadro 7 (continuación) muestra los resultados de las regresiones 9 y 10 que alternativamente incluyen y excluyen a dichas variables, y cuya muestra comienza el cuarto trimestre de 1985. El resultado según el cuadro mencionado, es que las regresiones 15 y 16 que excluyen al logaritmo del financiamiento real y a su primera diferencia son superiores, de acuerdo con el criterio de Akaike, a las regresiones 13 y 14 que incluyen tales variables.

Por consiguiente, conforme al análisis presentado, los mejores modelos empíricos de la formación bruta de capital privada están dadas por las regresiones de corrección de error 9 y 10, las cuales forman la base para calcular en la sección siguiente diversos pronósticos esta variable macroeconómica.

CUADRO 7
(CONTINUACIÓN)

	13	14	15	16
DLPIB(-2)	1.4104 (0.5161)	1.209 (0.516)	1.4698 (0.5144)	1.3189 (0.5046)
DLTCR(-1)	-0.6137 (0.1643)		-0.5165 (0.1454)	
DLEPW(-1)		-0.6339 (0.1314)		-0.5831 (0.1246)
DLFBKPUB(-1)	0.1062 (0.0543)	0.0976 (0.055)	0.1039 (0.0539)	0.1 (0.0533)
DLFNR(-1)	0.2279 (0.1473)	0.1784 (0.134)		
LFBKPRV(-1)	-0.5476 (0.119)	-0.5318 (0.1317)	-0.5534 (0.136)	-0.5419 (0.1222)
LPIB(-1)	1.0382 (0.2723)	1.0148 (0.2721)	0.9498 (0.2328)	1.0006 (0.2245)
LTCR(-1)	-0.0982 (0.1144)		-0.1628 (0.1023)	
LEPW(-1)		-0.0122 (0.0662)		-0.048 (0.0558)
LFBKPUB(-1)	-0.0964 (0.0703)	-0.08 (0.0735)	-0.0991 (0.0668)	-0.092 (0.0655)
LFNR(-1)	-0.0087 (0.0289)	0.0097 (0.0317)		
R ²	0.728	0.7376	0.7156	0.7281
DW	2.0812	2.1701	2.0251	2.123
AIC	-2.3533	-2.3895	-2.3694	-2.4145

13. PRONÓSTICOS DE LA INVERSIÓN

En esta sección se presentan tres tipos de pronósticos de la formación bruta de capital privada, utilizando los modelos econométricos desarrollados con anterioridad en el artículo, y para el horizonte de pronóstico que va del cuarto trimestre de 2001 al tercer trimestre de 2002. Una manera de probar que tan correcto es un modelo econométrico consiste en corroborar si este puede pronosticar con precisión el curso futuro de la variable dependiente. Así, pronósticos precisos se consideran como indicio de que el modelo econométrico está correctamente especificado y estimado.

Para generar los pronósticos, se reestimaron los modelos de corrección de error 9 y 10, comenzando la muestra el cuarto trimestre de 1980 y terminándola el tercer trimestre de 2001. Luego se calcularon los pronósticos correspondientes al horizonte de pronóstico que va del cuarto trimestre de 2001 al tercer trimestre de 2002, utilizando como regresores los valores observados de las variables exógenas o predeterminadas durante ese intervalo de tiempo. Es decir, se trata de pronósticos ex-post.

En cada regresión la incertidumbre del error de pronóstico depende de la incertidumbre inherente al error aleatorio, de la incertidumbre relacionada con la aleatoriedad de los estimadores de los coeficientes, pero no de la incertidumbre del curso de las variables exógenas, las cuales en estos ejercicios son conocidas.

Primero, se utiliza el modelo de corrección de error 9 para calcular pronósticos. En el cuadro 8 se presentan los pronósticos puntuales e intervalos de confianza (de dos desviaciones estándar de amplitud) así como los valores observados de la formación bruta de capital privada y de sus transformaciones. Así, en el apartado (a) la inversión se muestra en primeras diferencias de los logaritmos, en el (b) aparece en logaritmos, y en el (c) en millones de pesos de 1993. Por su parte, la gráfica 22, en los apartados (a), (b) y (c), presentan los valores observados, pronósticos e intervalos de confianza correspondientes a los apartados (a), (b) y (c) del cuadro 8.

El apartado (a) de la gráfica 22 muestra un error de pronóstico negativo y grande el primer trimestre de 2002, seguido el siguiente trimestre por un error positivo y grande. No obstante, las bandas de confianza alrededor de los pronósticos siempre incluyen a los valores observados de la primera diferencia logarítmica de la inversión. En cambio los apartados (b) y (c) de la misma gráfica sólo muestran un error de pronóstico negativo y grande el primer trimestre de 2002, el cual incluso rebasa ligeramente el límite inferior de la banda de confianza. Esto se debe a que los dos errores en primeras diferencias se compensan uno a otro, de manera que el segundo error de pronóstico no se manifiesta en los pronósticos en niveles, es decir, cuando la inversión está en logaritmos o en millones de pesos de 1993.

A continuación, se hace uso del modelo de corrección de error 10 con el objeto de generar un segundo conjunto de pronósticos.

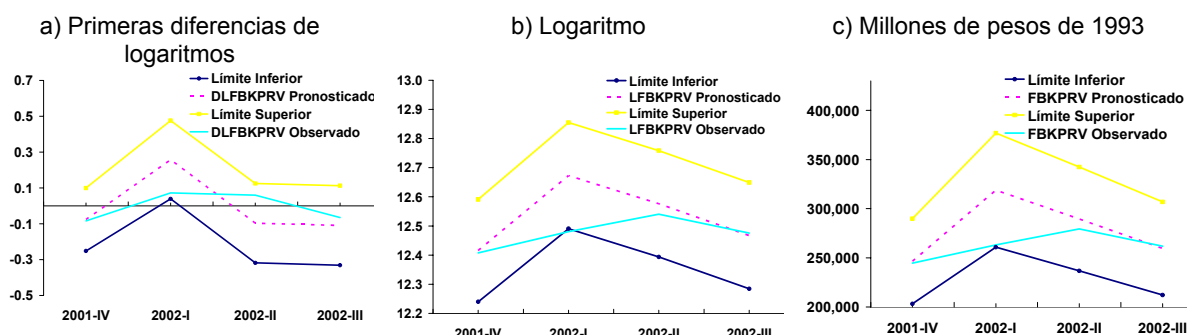
En el cuadro 9 se recogen los valores observados, pronosticados e intervalos de confianza de la formación bruta de capital privada, calculados con este segundo modelo. Los datos del cuadro 9 se encuentran representados en la gráfica 23. Los pronósticos calculados con el segundo modelo son muy similares a los generados con el primero. Al grado que no hay ninguna diferencia cualitativa entre ellos.

Sin embargo, pueden haber pequeñas diferencias en la precisión de los pronósticos entre uno y otro modelo. Así, una medida usual para evaluar la precisión de una serie de pronósticos es la raíz cuadrada del error cuadrado medio. El error cuadrado medio o MSFE (por sus siglas en inglés) se define como:

CUADRO 8
PRONÓSTICOS DE LA FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL PRIVADA
UTILIZANDO LA REGRESIÓN 9
(2001-IV a 2002-III)

a) Primera Diferencia de los Logaritmos				
	Límite Inferior	DLFBKPRV Pronosticado	Límite Superior	DLFBKPRV Observado
2001-IV	-0.2518	-0.0762	0.0995	-0.0839
2002-I	0.0389	0.2572	0.4755	0.0726
2002-II	-0.3178	-0.0966	0.1247	0.06
2002-III	-0.3310	-0.1093	0.1125	-0.0648
b) Logaritmo				
	Límite Inferior	LFBKPRV Pronosticado	Límite Superior	LFBKPRV Observado
2001-IV	12.2398	12.4154	12.5911	12.4077
2002-I	12.4906	12.6726	12.8546	12.4803
2002-II	12.3936	12.5760	12.7585	12.5403
2002-III	12.2843	12.4668	12.6492	12.4755
c) Millones de Pesos de 1993				
	Límite Inferior	FBKPRV Pronosticado	Límite Superior	FBKPRV Observado
2001-IV	203,266.50	246,575.70	289,884.80	244,681.30
2002-I	260,852.80	318,888.60	376,924.40	263,096.60
2002-II	236,711.40	289,538.60	342,365.80	279,375.70
2002-III	212,196.00	259,562.80	306,929.60	261,838.50

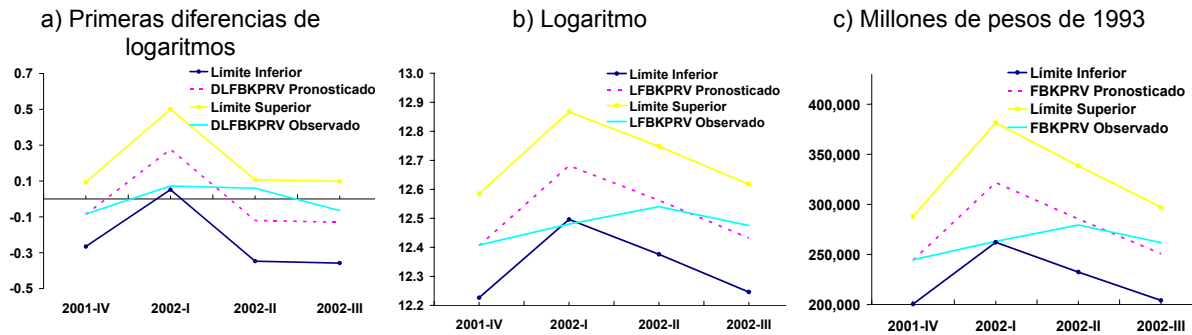
GRÁFICA 22
PRONÓSTICOS E INTERVALOS DE CONFIANZA
REGRESIÓN 9 (2001-IV a 2002-III)



CUADRO 9
PRONÓSTICOS DE LA FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL PRIVADA
UTILIZANDO LA REGRESIÓN 10
(2001-IV a 2002-III)

a) Primera Diferencia de los Logaritmos				
	Límite Inferior	DLFBKPRV Pronosticado	Límite Superior	DLFBKPRV Observado
2001-IV	-0.2655	-0.0861	0.0934	-0.0839
2002-I	0.0519	0.2762	0.5004	0.0726
2002-II	-0.347	-0.1199	0.1073	0.06
2002-III	-0.3575	-0.13	0.0976	-0.0648
b) Logaritmo				
	Límite Inferior	LFBKPRV Pronosticado	Límite Superior	LFBKPRV Observado
2001-IV	12.2261	12.4055	12.5850	12.4077
2002-I	12.4962	12.6817	12.8672	12.4803
2002-II	12.3760	12.5618	12.7477	12.5403
2002-III	12.2460	12.4319	12.6178	12.4755
c) Millones de Pesos de 1993				
	Límite Inferior	FBKPRV Pronosticado	Límite Superior	FBKPRV Observado
2001-IV	200,329.00	244,149.90	287,970.90	244,681.30
2002-I	262,115.80	321,802.40	381,489.10	263,096.60
2002-II	232,392.60	285,451.10	338,509.60	279,375.70
2002-III	204,061.90	250,660.50	297,259.00	261,838.50

GRÁFICA 23
PRONÓSTICOS E INTERVALOS DE CONFIANZA
REGRESIÓN 10 (2001-IV a 2002-III)



$$MSFE = H^{-1} \sum_{h=1}^H e_{T+h}^2$$

donde e_{T+h} es el error de pronóstico en $T + h$ y H es el horizonte de pronóstico. En el cuadro 10 se presentan las raíces cuadradas del error cuadrado medio, para los dos modelos de corrección de error utilizados, y para los datos de la inversión privada en primeras

diferencias de los logaritmos, en logaritmos y en millones de pesos de 1993. Como se puede apreciar en dicho cuadro, los pronósticos del modelo de corrección de error 9 son ligeramente más precisos que los del modelo 10.

CUADRO 10		
RAICES CUADRADAS DEL ERROR CUADRADO MEDIO DE PRONÓSTICO		
	MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR 9	MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR 10
PRIMERAS DIFERENCIAS DE LOS LOGARITMOS	0.1231	0.1396
LOGARITMOS	0.098	0.1036
MILLONES DE PESOS DE 1993	28 394	30 035

Así pues, se llega a la conclusión de que el “mejor” modelo econométrico de la formación bruta de capital privada es el modelo de corrección de error 9.

14. CONCLUSIONES

Los principales resultados empíricos de esta investigación son los siguientes.

Las pruebas Dickey-Fuller Aumentadas señalan que la mayoría de las series en niveles son no-estacionarias, mientras que las mismas pruebas aplicadas a las primeras diferencias indican que todas ellas menos una son estacionarias. Por tanto, es razonable suponer que las series en niveles son integradas de grado uno.

Los coeficientes de largo plazo de las ecuaciones de inversión se derivan de las regresiones de corrección de error. Según las regresiones 9 y 10, que son las que se consideran las “mejores”, el logaritmo de la formación bruta de capital privada depende positivamente del logaritmo del PIB, negativamente del tipo de cambio real (medido éste ya sea con el Índice de Precios al Consumidor o con el salario de México), y negativamente del logaritmo de la formación bruta de capital pública. Sin embargo con la excepción del coeficiente de la tasa del impuesto sobre la renta, los coeficientes de las variables eliminadas tienen el signo esperado, en la mayoría de los casos. La falta de significancia de éstos tal vez se pueda deber a errores de medición en las variables.

Con la finalidad de investigar si las variables en las ecuaciones de largo plazo de la inversión están cointegradas o no, se efectuaron pruebas de Dickey-Fuller Aumentadas a los residuales de las ecuaciones de cointegración implícitas en los dos modelos de corrección de error seleccionados. En ambas pruebas se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en los residuales, por lo que se considera a las dos series estacionarias, lo que a su vez indica que las variables que forman las ecuaciones de largo plazo de la inversión están cointegradas.

Por su parte, si uno observa los valores del criterio de información de Akaike de los diferentes modelos de corrección de error, estos van disminuyendo conforme se eliminan variables no significativas, hasta llegar a las regresiones 9 y 10, en las cuales el criterio alcanza sus valores mínimos. Lo cual sugiere que las “mejores” especificaciones del modelos están dadas por este par de regresiones.

Por consiguiente, los resultados empíricos presentados en este trabajo tienden a confirmar el modelo de inversión obtenido de la optimización intertemporal de beneficios o de costos con costos de ajuste. En cambio, tales resultados no favorecen al modelo de inversión de información imperfecta o racionamiento de crédito, sin embargo, dados los problemas con los datos, la evidencia presentada en esta investigación no es concluyente al respecto.

Con base en los dos modelos seleccionados se calcularon tres tipos de pronósticos ex –post de la formación bruta de capital privada: en primeras diferencias de los logaritmos, en logaritmos y en millones de pesos de 1993. Desde luego los tres tipos de pronósticos no son independientes entre si, los pronósticos base son los que se encuentran en primeras diferencias. El horizonte de pronóstico va del cuarto trimestre de 2001 al tercer trimestre de 2002. Los pronósticos se presentan en forma de estimaciones puntuales e intervalos de confianza. En la amplia mayoría de los casos (11 de 12) del ejercicio, la banda de confianza alrededor del pronóstico incluye al valor observado de la variable pronosticada. El único trimestre problemático, es el primero de 2002, en el cual la formación bruta de capital privada fue excepcionalmente baja. Por otro lado, aunque los pronósticos de los dos modelos son muy similares, el modelo 9 genera pronósticos más precisos que el modelo 10 de acuerdo al criterio del error cuadrado medio.

BIBLIOGRAFÍA

- Abel, A. B. "Consumption and Investment" en Handbook of Monetary Economics Vol. 2 North-Holland 1990.
- Bardsen, G. "Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 51 (1989).
- Chenery, H. B. "Overcapacity and the Accelerator Principle". Econometrica 20 Jan 1952.
- Chirinko, R. S. "Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results and Policy Implications". Journal of Economic Literature Vol. XXXI (1993)
- Eisner, R. y Strotz, R. H. "Determinants of Business Investment" en Impacts of Monetary Policy. Commission of Money and Credit. Englewood Cliffs. NJ Prentice Hall 1963.
- Gelos, G y Werner, A. M. "La inversión Fija en el Sector Manufacturero Mexicano 1985-94: El Rol de los Factores Financieros y el Impacto de la Liberalización Financiera" Documento de Investigación No. 9805. Banco de México 1998.
- Hadley, G y Kemp, M. C. Variational Methods in Economics. North-Holland 1971.
- Hall, R. E. y Jorgenson, D. W. "Tax Policy and Investment Behaviour". American Economic Review 57 (1967).
- Jaffe, D. y Stiglitz, J "Credit Rationing" en Handbook of Monetary Economics Vol. 2. North-Holland 1990.
- Jorgenson, D. W. "Capital Theory and Investment Behaviour". American Economic Review 53 May 1963.
- Tobin, J. "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory". Journal of Money Credit and Banking 1 Feb 1969.